

Prediction of practical performance in preclinical laboratory courses – the return of wire bending for admission of dental students in Hamburg

Abstract

Although some recent studies concluded that dexterity is not a reliable predictor of performance in preclinical laboratory courses in dentistry, they could not disprove earlier findings which confirmed the worth of manual dexterity tests in dental admission. We developed a wire bending test (HAM-Man) which was administered during dental freshmen's first week in 2008, 2009, and 2010. The purpose of our study was to evaluate if the HAM-Man is a useful selection criterion additional to the high school grade point average (GPA) in dental admission. Regression analysis revealed that GPA only accounted for a maximum of 9% of students' performance in preclinical laboratory courses, in six out of eight models the explained variance was below 2%. The HAM-Man incrementally explained up to 20.5% of preclinical practical performance over GPA.

In line with findings from earlier studies the HAM-Man test of manual dexterity showed satisfactory incremental validity. While GPA has a focus on cognitive abilities, the HAM-Man reflects learning of unfamiliar psychomotor skills, spatial relationships, and dental techniques needed in preclinical laboratory courses. The wire bending test HAM-Man is a valuable additional selection instrument for applicants of dental schools.

Keywords: Wire-bending test, prediction of preclinical study success, student selection dentistry

Introduction

Over the past 20 years many studies concluded that manual dexterity is not a reliable predictor of performance in preclinical laboratory courses in dentistry [1], [2], [3], [4], [5], [6], [7]. Dexterity was commonly measured with different manual ability tests, e.g. the O'Connor-Tweezer-test [4], [7], a block-carving-test [1], a set of subtests from different established dexterity tests [2] or even partially with a computer game [3]. The use of these instruments is surprising with regard to the findings of Weinstein and Kiyak [8] who concluded that dexterity tests for the prediction of performance should represent activities comparable to the tasks of preclinical laboratory courses. Weinstein and Kiyak developed the Dental Dexterity Test (DDT) that contains a device that simulates the human mouth. Subjects insert and then extract 32 pins with a tweezer with a time limit.

Moreover, the cited studies did not take into account the results of Kao et al. [9], who reported moderate relationships between a self developed wire-bending test and manual performance in the first and second dental years ($0.337 < r < 0.482$, $R^2 = 0.162$, $p < 0.01$). Kao et al. concluded "...wire bending is an exercise requiring perceptual process, learning of spatial relationships, and fine psychomotor skills." (p. 672). These psychomotor abilities

and skills are also needed for dental techniques in pre-clinical laboratory courses.

Currently wire bending tests are used as a constituent part of student selection procedures, e.g. at the Witten/Herdecke University in Germany [10] and at the University of Innsbruck in Austria [11]. Arnold et al. [10] reported findings for the practical test in their selection procedure and the first dental examination ($r=0.2$, $p < .05$), as well Beier et al. [11] did, but for the average grades after the first clinical year as criterion ($r=-.373$, $p < .01$). Unfortunately, the used wire bending tests are just one task among others in both practical tests and no task-specific correlations are reported in both research studies.

Selection of dental students in Hamburg

Since 2004 German universities are allowed to select 60% of their freshmen in dentistry using admission criteria additional to high school grade point average (GPA) as university quota [12]. The remaining study places are assigned by the GPA (20%, top GPA quota) and waiting period quota (20%) [13]. In each quota, GPA has to be considered for the selection process. However, GPA is focused on cognitive abilities in contrast to psychomotor skills [9], [14] and its relationship to practical performance in preclinical laboratory courses is very limited [9],

[15], [16]. Therefore, we were looking for additional criteria to improve the selection process with respect to manual dexterity needed in preclinical laboratory courses. With reference to the wire-bending tests of Lienert [17] and Kao et al. [9] we developed a wire-bending test, the "Hamburg Assessment Test for Medicine - Manual Dexterity" (HAM-Man) [18] for the measurement of manual abilities required in preclinical laboratory courses.

As a first step towards a more widespread admission procedure we implemented the natural science test HAM-Nat [12], [19], [20], [21] for the admission of dental students in the university quota in 2009 [22]. The HAM-Nat results (59 points maximum) and GPA (60 points maximum) were summarized in a ranking list. The aim of the HAM-Nat is to lower the drop-out rate in the preclinical science courses. In 2010 we extended our dental selection procedure by inserting the wire bending test HAM-Man.

The purpose of our study is to evaluate if the HAM-Man is a useful selection criterion in addition to GPA in dental admission. We expect the HAM-Man to possess satisfying incremental validity with regard to students' practical performance in preclinical laboratory courses.

Materials and Methods

Sample

The HAM-Man was administered during the dental freshmen's first week in October in three successive years (see table 1). The participation was voluntary. Twenty-three out of 78 participants from all admission quotas participated in our study in 2008 (admission by GPA), 69 out of 80 in 2009 (admission by GPA and HAM-Nat) and 54 out of 78 in 2010. Applicants of the latter sample were first ranked by a combination of their HAM-Nat scores and GPA (admission list 1) and then ranked by a combination of their HAM-Man scores and GPA (admission list 2). Applicants' HAM-Man scores (59 points maximum) were only considered for admission, if their HAM-Nat score was among the best 70 results in 2010. In total 20 freshmen were admitted by the second admission list. All participants gave written informed consent.

In 2008, participants with top ten HAM-Man results received a fifty Euro voucher for a local bookstore. The objective was to increase study motivation and to establish a competitive atmosphere comparable to the real selection conditions. As the first cohort's students (2008) stated that the reward did not influence their practical performance, the students in the second cohort (2009) did not receive a reward. However, as analyses showed deviating average HAM-Man results between the two first cohorts (see table 1), the third cohort (2010) received a fifty Euro voucher again.

Predictor variables

GPA

The German GPA represents an average of high school grades from 1.0 (very good) to 4.0 (sufficient). It combines grades from written and oral final exams with grades achieved in the senior years in secondary school.

HAM-Man

Aim of the HAM-Man is to measure manual abilities needed in dentistry. The 45 minute HAM-Man test comprises three wire shapes (see Figure 1), which have to be bent with commercially available standard pliers. We refrained from using professional dental pliers, as these are mostly unknown to applicants and their use requires training. Participants read the instruction sheet, which contains original size drawings of the wire shapes. They are free in their decision how to approach the HAM-Man. A test set includes six strong chromium-wires of 0.8 mm diameter and 150 mm length, so half of the available wires can be used for trial bending attempts. Two raters assess the three bent wires on a seven point Likert scale from 0 (very poor) to 6 (very good) for the criteria "flatness of wire" and "accuracy of fitting" and from 0 (very poor) to 3 (very good) for the criterion "quality of bending". The latter criterion evaluates if there are any buckles, wire deformations or scratches on the wire due to multiple bending attempts. This criterion is weighted with 0.5, because there is no professional equipment available. The mean of both raters is accumulated to the total test score.

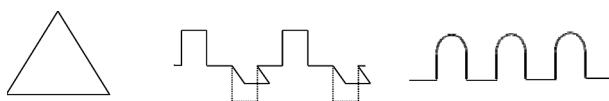


Figure 1: HAM-Man shapes

Raters for the HAM-Man were recruited from our faculty staff, namely a dental laboratory technician and an experienced dentist. In a rater training session, every rater evaluated several wire samples of each shape (see Figure 1). The raters discussed the results referring to the three rating criteria until they were satisfied with the agreement in their judgments. Intraclass-correlations (ICCs) were used to determine the interrater-reliabilities. In detail, we computed two-way mixed ICC-models (consistency) including single measures of the two trained raters, which revealed agreements greater than or equal to 94% in all three cohorts. The internal consistency (Cronbach's alpha) was greater than 0.88 for each wire shape in every cohort.

Performance variables

The dependent variables were operationalized as average (practical) examination performance in preclinical laboratory courses, which represent the practical share of preclinical study success. The first laboratory course (TPK)

Table 1: Descriptive statistics

Variable	Cohort	N	M (SD)	Min/Max	p S-W
HAM-Man (points)	2008	23	20.0 (11.17)	0.5 / 42.3	.541
	2009	69	12.2 (10.94)	0.0 / 42.3	.006
	2010	54	22.6 (8.54)	0.0 / 37.3	.028
GPA (grade)	2008	23	1.8 (0.46)	1.0 / 3.2	.004
	2009	69	2.1 (0.47)	1.1 / 3.2	.016
	2010	54	2.1 (0.59)	1.3 / 4.0	.000
TPK (grade)	2008	23	3.1 (0.28)	2.5 / 3.6	.269
	2009	69	3.0 (0.22)	2.4 / 3.5	.089
	2010	54	2.9 (0.26)	2.1 / 3.4	.369
PHA I (grade)	2008	22	3.0 (0.29)	2.5 / 3.5	.127
	2009	a	a	a	a
	2010	47	3.0 (0.25)	2.3 / 3.68	.950
PHA II (grade)	2008	21	2.9 (0.22)	2.6 / 3.3	.407
	2009	55	3.0 (0.23)	2.3 / 3.5	.373
	2010	45	2.5 (0.33)	1.8 / 3.3	.407
Gender (1 = female, 2 = male)	2008	23	15 female (65%) / 8 male (35%)		
	2009	69	49 female (71%) / 20 male (29%)		
	2010	54	29 female (54%) / 25 male (46%)		
Age (in years at study entry)	2008	23	20.2 (2.01)	18 / 26	.000
	2009	69	21.7 (4.00)	18 / 41	.000
	2010	54	21.6 (4.30)	18 / 37	.000

Note: p S-W = significance value of Shapiro-Wilk-test; a = no data available, HAM-Man: wire bending test, TPK = practical performance in Technical-Propaedeutic course, first preclinical laboratory course; PHA I & II = practical performance in phantom (manikin) course I & II, second and third preclinical laboratory course; GPA = high school grade point average

took place in the students' first semester. Performance consisted of four examinations ("carving wax teeth", "waxing", "production of a metal crown", and "production of a transitional prosthesis"). The second laboratory course (PHA I, second semester) included three tasks on a phantom head ("total Gysi prosthesis", "glued pin insertion & shell temporary", "tangential bridge"). In the last preclinical course (PHA II, fifth semester) students had to manufacture a "total prosthesis (Gerber)", a "Michigan splint" and a "bridge preparations & shell temporary". All examinations were rated on a grade scale from 1.0 (very good) to 6.0 (insufficient). It is required to pass TPK before entering PHA I, which again has to be completed successfully to enter PHA II. Results of courses until spring 2013 were included in the study. Due to tragic extra-curricular circumstances data of the PHA I in 2010 were not available for our analysis.

Statistical analysis

We calculated two regression models to identify the predictive power of GPA and HAM-Man. In the first model we included GPA as a stand-alone predictor of practical performance in preclinical laboratory courses. In the multiple regression models (method: enter) we added the HAM-Man as a second predictor in addition to GPA for the estimation of

1. the total amount of explained practical performance variance by both predictors and
2. the incremental contribution of the HAM-Man.

The data were analyzed separately for each cohort because we can not ensure that there has been no confounding influence on freshmen's practical performance over the years, e.g. motivation.

Durbin-Watson statistic is used to detect presence of autocorrelation in the multiple regression models. Collinearity statistics identify high correlations between predicting variables in multiple regression models, what is of relevance to avoid errors for individual predictors. The Software package PASW Statistics 18.03 was used for all data calculations.

Results

Descriptive statistics

Due to dropout the number of participants in PHA I and PHA II are lower than in the TPK (see table 1). Of particular note were the significant HAM-Man score differences between the cohorts ($F=15.3$; $p<.001$). The 2009 cohort showed significantly lower HAM-Man scores than the 2008 ($p<.05$) and the 2010 ($p<.001$) cohort, but there was no significant difference between the 2008 and the 2010 cohort. Therefore, we decided to perform separate analyses for each cohort.

The assumption of normal distribution had to be rejected for most predicting and control variables, but could be confirmed for all performance variables as the significance of the Shapiro-Wilk test indicated (see table 1). However, Pearson (r) and regression coefficients (β) are not affected by violations of normal distribution, but the reliability of their significance tests is doubtful [23], [24]. Every multiple regression model passed Durbin-Watson factor as well as collinearity statistics so we assumed reliable parameter estimations.

Table 2: Correlation analysis

Variable	Cohort	HAM-Man	TPK	PHA I	PHA II	GPA	Gender	Age
1. HAM-Man (points)	2008	1						
	2009	1						
	2010	1						
2. TPK (grade)	2008	-0.378*	1					
	2009	-0.324*	1					
	2010	-0.473**	1					
3. PHA I (grade)	2008	-0.378*	0.469*	1				
	2009	a	a	a				
	2010	-0.455**	0.444**	1				
4. PHA II (grade)	2008	-0.317	0.159	0.302	1			
	2009	-0.465	0.354**	a	1			
	2010	-0.303*	0.618**	0.537**	1			
5. GPA (grade)	2008	0.178	-0.069	0.002	-0.311	1		
	2009	0.120	-0.091	a	-0.118	1		
	2010	0.105	-0.242*	-0.066	-0.026	1		
6. Gender (1 = female, 2 = male)	2008	0.198	-0.247	-0.190	-0.106	0.282	1	
	2009	0.278*	0.030	a	-0.003	0.140	1	
	2010	0.125	0.113	0.105	-0.220	0.130	1	
7. Age (years)	2008	0.156				0.707**	0.353*	1
	2009	0.177				0.586**	-0.030	1
	2010	0.121				0.779**	-0.040	1

Note: HAM-Man: wire bending test, TPK = practical performance in Technical-Propaedeutic course, first preclinical laboratory course; PHA I & II = practical performance in phantom (manikin) course I & II, second and third preclinical laboratory course; GPA = high school grade point average
Significance level: * $p < .05$, ** $p < .01$

Correlation analysis

The relationship between the two predictors HAM-Man and GPA was very weak with insignificant correlations within the range $0.105 < r < 0.178$ (see table 2) indicating good discriminant validity for both variables. In contrast, we found significant correlations within the range $-0.473 < r < -0.324$ for all cohorts between HAM-Man and practical performance in the first two laboratory courses (TPK, PHA I). Furthermore, we detected moderate correlations with practical performance in PHA II ($r < 0.3$), which were significant ($p < .05$) in one cohort. For GPA we only detected a significant correlation with TPK in cohort 2010 ($r = 0.242, p < .05$) and an insignificant correlation stronger than $r > 0.3$ to PHA II only in cohort 2008. Control variables age and gender did not give evidence for covariance according to HAM-Man as predicting variable, but age was strongly correlated to GPA ($p < .01$, see table 2).

Regression models

Regression analyses revealed little influence of GPA on practical laboratory performance in all three cohorts (see table 3). In five out of eight models even less than one percent of performance variance in preclinical laboratory courses could be explained by GPA. The incremental variance explained by the HAM-Man was up to 20.5% (see table 3). The practical laboratory performance variables were influenced more strongly by HAM-Man than by GPA, as indicated by the standardized regression coefficients in each multiple regression model, emphasizing the HAM-Man as a stronger predictor of practical laboratory performance in preclinical dentistry (see table 3).

Discussion

Does our wire-bending test HAM-Man prove to be a suitable predictor of practical, dental performance in preclin-

ical laboratory courses? In addition to GPA the HAM-Man results explained up to 20.5% of practical performance variance, which supports findings from Kao et al. [9]. This is a clear indication for its usefulness as one instrument in the dental student selection process. We also confirmed that GPA is a low quality predictor of practical performance in laboratory courses (see table 3). One restriction in many validation studies in dental education is the small sample size. We circumvented this problem by analyzing three cohorts. Due to diverging sample characteristics as e.g. the mode of student selection or test motivation we analyzed these cohorts independently. By comparing the results of the different samples a clear picture arises showing a much better prediction of success in practical courses by HAM-Man than by GPA.

Very low correlations between HAM-Man and GPA (see table 2) indicated a good discriminant validity in line with conclusions of prior studies [9], [14]. GPA is more focused on cognitive abilities, whereas the HAM-Man intends to measure manual dexterity. The HAM-Man reflects learning of new or unfamiliar psychomotor skills, of spatial relationships, and of dental techniques in preclinical laboratory courses. Dental techniques require not only the assessment, but also handling of shapes, length, depth, and materials. Moreover, students have to distinguish between acceptable and unacceptable work results, detect and correct errors, and interpret clues correctly by themselves. The better an instrument represents these kinds of dental procedures and techniques, the better its prediction of manual performance in dentistry will be. We came across some turbulence in our data. The deviant HAM-Man score of the second cohort (see table 1) is very probably due to the lack of an incentive in 2009. Moreover, the non-parametric distribution of our variables did not fit the mathematical requirements for regression analysis, which leads to unreliable confidence intervals. We therefore refrained from interpreting the significance of our findings, and analyzed the three cohorts separately to make sure that we report a trend instead of a random

Table 3: Predicted technical course performance by HAM-Man and GPA

Models	β	95% CI for β		Beta	R^2	Collinearity		Durbin-Watson				
		LE	UE			Tol	VIF					
Regression Models for TPK												
Cohort 2008												
1 GPA	-.042	-.320	.235	-.069	.005							
2a GPA	-.001	-.270	.268	-.002		.143	.968	1.033				
2b HAM-Man	-.010	-.021	.002	-.378				1.380				
Cohort 2009												
1 GPA	-.044	-.160	.072	-.091	.008							
2a GPA	-.026	-.137	.086	-.053		.108	.986	1.015				
2b HAM-Man	-.006*	-.011	-.002	-.317*				1.910				
Cohort 2010												
1 GPA	-.107	-.227	.012	-.242*	.059							
2a GPA	-.086	-.194	.022	-.194		.261	.989	1.011				
2b HAM-Man	-.014**	-.022	-.006	-.453**				1.769				
Regression Models for PHA I												
Cohort 2008												
1 GPA	.001	-.288	.290	.002	.000							
2a GPA	.042	-.236	.321	.068		.148	.971	1.030				
2b HAM-Man	-.010*	-.022	.002	-.390				1.525				
Cohort 2010												
1 GPA	-.027	-.149	.095	-.066	.004							
2a GPA	-.006	-.117	.105	-.014		.207	.987	1.013				
2b HAM-Man	-.014**	-.023	-.006	-.453**				1.816				
Regression Models for PHA II												
Cohort 2008												
1 GPA	-.115	-.382	.072	-.311	.097							
2a GPA	-.115	-.356	.125	-.232	.148		.892	1.121				
2b HAM-Man	-.050	-.014	.005	-.240				1.385				
Cohort 2009												
1 GPA	-.069	-.217	.078	-.129	.017							
2a GPA	-.041	-.174	.092	-.077		.222	.987	1.013				
2b HAM-Man	-.010***	-.015	-.004	-.456***				1.743				
Cohort 2010												
1 GPA	-.015	-.192	.163	-.026	.001							
2a GPA	-.002	-.174	-.170	-.003		.092	.994	1.006				
2b HAM-Man	-.012*	-.023	.000	-.303*				1.852				

Note: β = regression coefficient; Beta = standardized regression coefficient; LE/UE = Lower/Upper Endpoint; TOL = Tolerance; VIF = Variance Inflation Factor; HAM-Man = wire bending test; TPK = practical performance in Technical-Propaedeutic course, first preclinical laboratory course; PHA I & II = practical performance in phantom (manikin) course, second and third preclinical laboratory course; GPA = high school grade point average
 Durbin-Watson test: $0 < d < 4$, $d = 2$ or closed to 2 indicates no autocorrelation (perfect) respectively very low/less
 Collinearity: $TOL < 0.2$ indicates collinearity; $VIF > 4$ indicates collinearity
 Significance level: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

effect. The weakly negative relations of GPA and laboratory grades (see table 2) should not be interpreted as an indication that a lower GPA score leads to better practical performance in technical courses. Correlations could be influenced by diverging sample characteristics, range restriction in GPA due to admission criteria, sample size, or test motivation. The reported strong correlations between GPA and age were not surprising. The German admission procedure gives applicants with lower GPA scores a chance to study dentistry only if they wait several

years for their admission (“Wartezeitquote”). The HAM-Man proved to be a useful admission criterion for dental school. In future studies we will examine the relation of dexterity and spatial abilities to identify further selection tools.

Conclusions

The wire-bending test HAM-Man is a valuable additional selection instrument for applicants of dental schools. It

can be easily administered with low financial and organizational effort. In addition to the GPA, a wire-bending test would not only improve prediction of student's practical performance in preclinical dentistry, but also chances of admission for motivated students with a lower GPA.

Acknowledgements

We thank Prof. U. Koch-Gromus, Prof. Bärbel Kahl-Nieke and Prof. Guido Heydecke for their general support of our research. Our special thanks go to Prof. Heike Korbmacher-Steiner, Dr. Sascha Pieger and PD Dr. Hartwig Seedorf for their helpful suggestions, data supply and discussions. Furthermore, we thank Alexander Vogelsang for his essential data merging work, Julia Weinberg for data handling and Dr. Eva Vahle Hinz and Lutz Knobloch for their endless ratings and helpful feedback. Our study was supported by the "Förderfonds Lehre" of the University Medical Center of Hamburg Eppendorf and the "Universitätskolleg Hamburg of the Federal Ministry of Education and Research" (BMBF).

Competing interests

The authors declare that they have no competing interests.

References

1. Gansky SA, Pritchard H, Kahl E, Mendoza D, Bird W, Miller AJ, et al. Reliability and validity of a manual dexterity test to predict preclinical grades. *J Dent Educ.* 2004;68(9):985-994.
2. Giuliani M, Lajolo C, Clemente L, Querqui A, Viotti R, Boari A, et al. Is manual dexterity essential in the selection of dental students? *Br Dent J.* 2007;203(3):149-155. DOI: 10.1038/bdj.2007.688
3. Luck O, Reitemeier B, Scheuch K. Testing of fine motor skills in dental students. *Eur J Dent Educ.* 2000;4(1):10-14. DOI: 10.1034/j.1600-0579.2000.040103.x
4. Lundergan WP, Soderstrom EJ, Chambers DW. Tweezer dexterity aptitude of dental students. *J Dent Educ.* 2007;71(8):1090-1097.
5. Oudshoorn WC. The utility of Canadian DAT Perceptual Ability and Carving Dexterity scores as predictors of psychomotor performance in first-year operative dentistry. *J Dent Educ.* 2003;67(11):1201-1208.
6. Spratley MH. Regression analysis of dexterity tests and dental students' practical examination results. *Aust Dent J.* 1992;37(6):461-466. DOI: 10.1111/j.1834-7819.1992.tb05902.x
7. Waldman KB, Macdonald G, Wilson SG. The relationship between standardized psychomotor tests and basic clinical dental hygiene skills. *J Dent Hyg.* 1995;69(4):163-168.
8. Weinstein P, Kiyak HA. Assessing manual dexterity: pilot study of a new instrument. *J Dent Educ.* 1981;45(2):71-73.
9. Kao E, Ngan P, Wilson S, Kunovich R. Wire-bending test as a predictor of preclinical performance by dental students. *Percept Motor Skill.* 1990;71(2):667-673. DOI: 10.2466/pms.1990.71.2.667
10. Arnold WH, Gonzalez P, Gaengler P. The predictive value of criteria for student admission to dentistry. *Eur J Dent Educ.* 2011;15(4):236-243. DOI: 10.1111/j.1600-0579.2010.00663.x
11. Beier US, Kapferer I, Ostermann H, Staudinger R, Dumfahrt H. Impact of a Novel Dental School Admission Test on Student Performance at Innsbruck Medical University, Austria. *J Dent Educ.* 2010;74(5):531-538.
12. Hampe W, Klusmann D, Buhk H, Münch-Harrach D, Harendza S. Possible reduction of the medical school dropout number by the Hamburg Assessment test for Medicine - part Natural sciences (HAM-Nat). *GMS Z Med Ausbild.* 2008;25(2):Doc82. Zugänglich unter/available from: <http://www.egms.de/static/de/journals/zma/2008-25/zma000566.shtml>
13. Hampe W, Hissbach J, Kadmon M, Kadmon G, Klusmann D, Scheutzel P. Wer wird ein guter Arzt? *Bundesgesundhbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz.* 2009;52(8):821-830. DOI: 10.1007/s00103-009-0905-6
14. Oswald FL, Schmitt N, Kim BH, Ramsay LJ, Gillespie MA. Developing a biodata measure and situational judgment inventory as predictors of college student performance. *J Appl Psychol.* 2004;89(2):187-207. DOI: 10.1037/0021-9010.89.2.187
15. Killip DE, Fuller JL, Kerber PE. The admission interview: the validity question. *J Dent Educ.* 1979;43(10 Pt 1):547-551.
16. Poole A, Catano VM, Cunningham DP. Predicting performance in Canadian dental schools: the new CDA structured interview, a new personality assessment, and the DAT. *J Dent Educ.* 2007;71(5):664-676.
17. Lienert GA. *D-B-P Die Drahtbiegeprobe.* 2nd ed. Göttingen: Hogrefe; 1967.
18. Kothe C, Korbmacher H, Hissbach J, Ithaler D, Kahl-Nieke B, Reibnegger G, et al. Welche Fähigkeiten brauchen Zahnmedizinstudierende? *Auswahltests in Hamburg und Graz.* Deut Zahnärztl Z. 2012;67(4):254-259.
19. Hissbach J, Klusmann D, Hampe W. Reliability of a science admission test (HAM-Nat) at Hamburg medical school. *GMS Z Med Ausbild.* 2011;28(3):Doc44. DOI: 10.3205/zma000756
20. Hissbach JC, Klusmann D, Hampe W. Dimensionality and predictive validity of the HAM-Nat, a test of natural sciences for medical school admission. *BMC Med Educ.* 2011;11(1):1-11. DOI: 10.1186/1472-6920-11-83
21. Hissbach J, Feddersen L, Sehner S, Hampe W. Suitability of the HAM-Nat test and TMS module "basic medical-scientific understanding" for medical school selection. *GMS Z Med Ausbild.* 2012;29(5):Doc72. DOI: 10.3205/zma000842
22. Kothe C, Hissbach J, Hampe W. The Hamburg Selection Procedure for Dental Students – Introduction of the HAM-Nat as subject-specific test for study aptitude. *GMS Z Med Ausbild.* 2013;30(4):Doc46. DOI: 10.3205/zma000889
23. Bradley JV. The insidious L-shaped distribution. *Bull Psychonomic Soc.* 1982;20(2):85-88. DOI: 10.3758/BF03330089
24. Cohen JC, West P, Aiken S. *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences.* 3rd ed. Mahwah: L. Erlbaum Associates; 2003.

Corresponding author:

Prof. Dr. Wolfgang Hampe

University Medical Center Hamburg-Eppendorf, Center for Experimental Medicine, Department of Biochemistry and Molecular Cell Biology, Martinistraße 52, D-20246 Hamburg, Germany, Phone: +49 (0)40/7410-59967, Fax: +49 (0)40/7410-54592 hampe@uke.uni-hamburg.de

Please cite as

Kothe C, Hissbach J, Hampe W. Prediction of practical performance in preclinical laboratory courses – the return of wire bending for admission of dental students in Hamburg. *GMS Z Med Ausbild.* 2014;31(2):Doc22. DOI: 10.3205/zma000914, URN: urn:nbn:de:0183-zma0009147

This article is freely available from

<http://www.egms.de/en/journals/zma/2014-31/zma000914.shtml>

Received: 2013-10-04

Revised: 2014-01-07

Accepted: 2014-02-19

Published: 2014-05-15

Copyright

©2014 Kothe et al. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/deed.en>). You are free: to Share – to copy, distribute and transmit the work, provided the original author and source are credited.

Prädiktion praktischer Leistungen in den vorklinischen Laborkursen – Die Rückkehr des Drahtbiegetests für die Zulassung Zahnmedizinstudierender in Hamburg

Zusammenfassung

Obwohl einige kürzlich veröffentlichte Studien manuelles Geschick als zuverlässigen Prädiktor der Leistung in vorklinischen Laborkursen der Zahnmedizin zurückweisen, konnten sie frühere Studienergebnisse nicht widerlegen, die die Bedeutung des manuellen Geschicks in der Zahnmedizinerauswahl bestätigten. Ziel der vorliegenden Studie war, zu prüfen, ob der von uns entwickelte und in den Orientierungswochen 2008, 2009 und 2010 eingesetzte Drahtbiegetest HAM-Man zusätzlich zur Abiturdurchschnittsnote ein geeignetes Instrument für die Auswahl Zahnmedizinstudierender ist.

Regressionsanalysen ergaben, dass die Abiturdurchschnittsnote maximal 9% der Leistung in den vorklinischen Laborkursen vorhersagte, dabei in sechs von acht Regressionsmodellen weniger als 2%. Der inkrementelle Beitrag des HAM-Man zur Abiturdurchschnittsnote betrug bis zu 20.5% der praktischen, vorklinischen Leistung.

In Übereinstimmung mit Ergebnissen früherer Studien zeigte der HAM-Man als manueller Geschicklichkeitstest eine zufriedenstellende inkrementelle Validität. Während die Abiturdurchschnittsnote eher durch kognitive Faktoren bedingt wird, spiegelt der HAM-Man das Erlernen neuer psychomotorischer Fertigkeiten, räumlicher Beziehungen und zahnmedizinischer Techniken wider, die in den vorklinischen Laborkursen benötigt werden. Der Drahtbiegetest HAM-Man stellt somit ein geeignetes, zusätzliches Instrument zur Auswahl von Bewerbern* an zahnmedizinischen Fakultäten dar.

Schlüsselwörter: Drahtbiegetest, Prädiktion vorklinischer Studienerfolg, Studierendenauswahl in der Zahnmedizin

Einleitung

In den vergangenen 20 Jahren kam man in vielen Studien zur Schlussfolgerung, dass manuelles Geschick kein zuverlässiger Prädiktor der vorklinischen Laborkursleistung in der Zahnmedizin ist [1], [2], [3], [4], [5], [6], [7]. Die Geschicklichkeit wurde in diesen Studien gewöhnlich mit unterschiedlichen manuellen Fähigkeitstests erfasst, z.B. dem „O'Connor Tweezer-test“ [4], [7], einem Kreideschnitztest [1], mehreren Subtests aus diversen etablierten Geschicklichkeitstests [2] oder sogar zum Teil mit einem Computerspiel [3]. Überraschend ist der Einsatz dieser Testinstrumente im Hinblick auf die Ergebnisse von Weinstein and Kiyak [8], die in ihrer Untersuchung aufzeigten, dass manuelle Testverfahren Tätigkeiten beinhalten sollten, die vergleichbar mit den Aufgaben in den vorklinischen Laborkursen sind. Weinstein und Kiyak entwickelten den „Dental Dexterity Test“ (DDT), in welchem in einer vorgegebenen Zeit mit einer Pinzette zunächst 32 Pins in eine nachgebildete menschliche

Mundhöhle eingesteckt und wieder entnommen werden. Des Weiteren beziehen sich die zitierten Studien nicht auf die Ergebnisse von Kao et al. [9]. Die Autoren berichteten moderate, lineare Zusammenhänge zwischen den Leistungen eines selbstentwickelten Drahtbiegetests und praktischen Laborkursleistungen im ersten und zweiten Studienjahr ($0.337 < r < 0.482$, $R^2=0.162$, $p<0.01$). Kao et al. schlussfolgerten „...wire bending is an exercise requiring perceptual process, learning of spatial relationships, and fine psychomotor skills.“ (S. 672). Aber eben diese psychomotorischen Fähigkeiten und Fertigkeiten sind zum Erlernen zahnmedizinischer Behandlungsmethoden in den vorklinischen Laborkursen erforderlich. Aktuell finden sich Drahtbiegeaufgaben als Bestandteil von Studierendenauswahlverfahren z.B. an der Universität Witten/Herdecke in Deutschland [10] und der Universität Innsbruck in Österreich [11]. Arnold et al. [10] berichteten in ihrer Studie zwar Korrelationen des praktischen Teils des Studierendenauswahlverfahrens mit der praktischen Note in der Zahnärztlichen Vorprüfung ($r=0.2$, $p<.05$), ebenso wie Beier et al. [11] zu den Durchschnittsnoten nach dem ersten klinischen Jahr ($r=-.373$, $p<.01$). Leider

sind in beiden Studien keine konkreten Einzelergebnisse für die Drahtbiegeaufgaben aufgeführt.

Auswahl von Zahnmedizinstudierenden in Hamburg

Seit 2004 können die Universitäten in Deutschland 60% der Erstsemesterstudierenden in der Zahnmedizin nach weiteren Zulassungskriterien zusätzlich zur Abiturdurchschnittsnote in der Hochschulquote auswählen [12]. Die verbleibenden Studienplätze werden zu gleichen Teilen über die Abiturbesten- und Wartesemesterquoten vergeben [13], in denen immer die Abiturdurchschnittsnote einbezogen ist. Die Abiturdurchschnittsnote wird aber im Vergleich zu psychomotorischen Fertigkeiten deutlich stärker durch kognitive Fähigkeiten bedingt [9], [14], so dass sie eine sehr eingeschränkte Beziehung zur praktischen Leistung in den vorklinischen Laborkursen besitzt [9], [15], [16]. Aufgrund dessen gilt es zu untersuchen, ob das Einbeziehen weiterer Kriterien in den Auswahlprozess zu einer Verbesserung des Zulassungsverfahrens führt. Dies gilt insbesondere für manuelles Geschick, das als Fähigkeit in den vorklinischen Laborkursen benötigt wird. Mit Bezug auf die Testinstrumente von Lienert [17] und Kao et al. [9] wurde das „Hamburger Auswahlverfahren für medizinische Studiengänge - Manueller Test“ (HAM-Man) [18] als Drahtbiegetest zur Messung manueller Fähigkeiten entwickelt, die in den vorklinischen Laborkursen erforderlich sind.

In einem ersten Schritt in Richtung eines erweiterten Auswahlverfahrens wurde in 2009 der Naturwissenschaftstest HAM-Nat [12], [19], [20], [21] zur Zulassung Zahnmedizinstudierender in der Hochschulquote eingeführt [22]. Die Ergebnisse des HAM-Nat (maximal 59 Punkte) und die der Abiturdurchschnittsnote (maximal 60 Punkte) wurden in einer Rangliste aggregiert. Das Ziel des HAM-Nat ist die Reduktion von Studienabbrüchen im vorklinischen naturwissenschaftlichen Studienabschnitt. In 2010 wurde das zahnmedizinische Auswahlverfahren durch den Drahtbiegetest HAM-Man erweitert. Ziel dieser Studie ist, zu untersuchen, ob der HAM-Man ein geeignetes Auswahlkriterium zusätzlich zur Abiturdurchschnittsnote in der Zulassung zum Zahnmedizinstudium darstellt. Wir erwarten eine zufriedenstellende inkrementelle Validität des HAM-Man im Hinblick auf die praktische Leistung in den vorklinischen Laborkursen.

Methoden

Stichprobe

Der HAM-Man wurde jeweils in der Einführungswöche im Oktober mit zahnmedizinischen Erstsemesterstudierenden in drei aufeinander folgenden Jahren erprobt (siehe Tabelle 1). Die Teilnahme war freiwillig. Dreiundzwanzig von 78 über alle Quoten zugelassene Studierende nahmen in 2008 an der Untersuchung teil (Zulassung nur über Abiturdurchschnittsnote), 69 von 80 in 2009 (Zulas-

sung über Abiturdurchschnittsnote und HAM-Nat) und 54 von 78 in 2010. Die Zulassung der Bewerber aus der zuletzt genannten Kohorte erfolgte über zwei Ranglisten, welche auf den summierten Punktzahlen von Abiturdurchschnittsnote (60 Punkte) und HAM-Nat bzw. HAM-Man beruhten. Insgesamt wurden 20 Bewerber über die zweite Rangliste zugelassen, die alle auch auf der ersten Rangliste unter den besten 70 Bewerbern lagen. In 2008 erhielten die Studienteilnehmer mit den zehn besten Testergebnissen einen Büchergutschein im Wert von 50,- Euro, um die Motivation der Erstsemesterstudierenden zu erhöhen. Dadurch sollte eine zur Prüfungssituation im Auswahlverfahren vergleichbare, kompetitive Atmosphäre etabliert werden. Aufgrund der Teilnehmerrückmeldung, dass dieser Anreiz keinen Einfluss auf ihre Testleistung habe, erhielten die partizipierenden Erstsemesterstudierenden in 2009 keine Belohnung. Die Datenauswertung in 2009 ergab aber einen abweichenden Mittelwert in der Testleistung des HAM-Man zwischen den ersten zwei Studienkohorten (siehe Tabelle 1), weshalb die dritte Studienkohorte wieder einen 50,- Euro Buchgutschein als Belohnung erhielt. Alle Studienteilnehmer unterschrieben eine Einverständniserklärung.

Prädiktoren

Abiturdurchschnittsnote

Die Abiturdurchschnittsnote in Deutschland variiert von 1,0 (sehr gut) bis 4,0 (ausreichend), welche über mündliche und schriftliche Abschlussprüfungsnoten sowie Kursnoten der gymnasialen Oberstufe gebildet wird.

HAM-Man

Der HAM-Man erfasst manuelle Fähigkeiten, die im Zahnmedizinstudium erforderlich sind. Der 45 Minuten dauernde Drahtbiegetest besteht aus drei Drahtfiguren (siehe Abbildung 1), die mit einer handelsüblichen Spitzzange gebogen werden müssen. Im HAM-Man wird kein professionelles Werkzeug (z.B. Dentalzangen) eingesetzt, da die meisten Bewerber keine Erfahrung im Umgang mit diesen haben, weshalb vor Testbeginn ein Training erforderlich wäre. Die Teilnehmer erhalten eine schriftliche Testinstruktion und -anweisung, auf der auch die Drahtfigurvorlagen abgedruckt sind. Wie der HAM-Man bearbeitet wird, ist freigestellt. Ein Testsatz beinhaltet sechs harte Chromium-Drähte mit einem Durchmesser von 0,8 Millimetern und einer Länge von 15 Zentimetern, von denen drei zu Übungszwecken verwendet werden können.

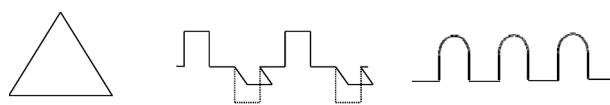


Abbildung 1: Drahtfiguren des HAM-Man

Zwei Juroren bewerten die drei gebogenen Drahtfiguren anhand der Kriterien „Deckungsgleichheit“ und „planes Aufliegen“ auf einer 7-stufigen Skala von 0 (sehr schlecht)

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Variablen	Kohorte	N	M (SD)	Min/Max	p S-W
HAM-Man (Punkte)	2008	23	20.0 (11.17)	0.5 / 42.3	.541
	2009	69	12.2 (10.94)	0.0 / 42.3	.006
	2010	54	22.6 (8.54)	0.0 / 37.3	.028
Abitur (Note)	2008	23	1.8 (0.46)	1.0 / 3.2	.004
	2009	69	2.1 (0.47)	1.1 / 3.2	.016
	2010	54	2.1 (0.59)	1.3 / 4.0	.000
TPK (Note)	2008	23	3.1 (0.28)	2.5 / 3.6	.269
	2009	69	3.0 (0.22)	2.4 / 3.5	.089
	2010	54	2.9 (0.26)	2.1 / 3.4	.369
PHA I (Note)	2008	22	3.0 (0.29)	2.5 / 3.5	.127
	2009	a	a	a	a
	2010	47	3.0 (0.25)	2.3 / 3.68	.950
PHA II (Note)	2008	21	2.9 (0.22)	2.6 / 3.3	.407
	2009	55	3.0 (0.23)	2.3 / 3.5	.373
	2010	45	2.5 (0.33)	1.8 / 3.3	.407
Geschlecht (1 = weiblich, 2 = männlich)	2008	23	15 Frauen (65%) / 8 Männer (35%)		
	2009	69	49 Frauen (71%) / 20 Männer (29%)		
	2010	54	29 Frauen (54%) / 25 Männer (46%)		
Alter (in Jahren bei Studienbeginn)	2008	23	20.2 (2.01)	18 / 26	.000
	2009	69	21.7 (4.00)	18 / 41	.000
	2010	54	21.6 (4.30)	18 / 37	.000

Anmerkung: p S-W = Signifikanz des Shapiro-Wilk-Test; a = keine Daten verfügbar, HAM-Man = Drahtbiegetest, TPK = praktische Leistung im Technisch-Propädeutischen-Kurs, erster vorklinischer Laborkurs; PHA I & II = praktische Leistung im Phantomkurs I & II (Phantomkopf), zweiter und dritter vorklinischer Laborkurs; Abitur = Abiturdurchschnittsnote

bis 6 Punkte (sehr gut). und Das Kriterium „Qualität der Biegung“ geht nur mit der Hälfte der Punktzahl (0 bis 3 Punkte) in die Testleistung des HAM-Man ein, da qualitativ hochwertige Biegungen nur mit professionellen Dentalzangen umsetzbar wären. Hierbei wird geprüft, ob Knicke, Abkantungen und Deformationen in den Biegestellen der Drahtfiguren vorhanden sind, die bspw. auf eine Vielzahl von Biegeversuchen zurückzuführen wären. Die beiden Jurorenurteile werden gemittelt und anschließend zum Gesamttestergebnis addiert.

Als Juroren wurden ein Zahnarzt und ein Zahntechniker der zahnmedizinischen Fakultät Hamburg eingesetzt. In der Schulung bewerteten beide Rater mehrere gebogene Drahtproben von jeder Figur (siehe Abbildung 1). Die Urteile wurden anschließend diskutiert, bis die Bewertungen einheitlich ausfielen. Die Ermittlung der Interrater-Reliabilität erfolgte durch Intraklassen-Korrelationen (ICC), wofür unjustierte Modelle mit zweifaktoriellem Design auf Basis von Einzelwerten als Beurteilungen berechnet wurden. Die Auswertung ergab Übereinstimmungen in den Urteilen zwischen beiden Juroren = 94%. Die interne Konsistenz (Cronbachs Alpha) fiel für jede Drahtfigur in jeder Kohorte größer als 0.88 aus.

Leistungsvariablen

Die abhängigen Variablen wurden als durchschnittliche praktische Prüfungsleistung in den vorklinischen Laborkursen operationalisiert, die den praktischen Anteil des Studienerfolgs darstellen. Der erstsemestrige Laborkurs (TPK) beinhaltete vier Prüfungen („Schnitten von Wachszähnen“, „Aufwachsübung“, „Herstellung einer Vollgusskrone“ und „Interimsprothese“). Der nachfolgende Laborkurs im zweiten Semester (PHA I) erforderte das erfolgreiche Bestehen von drei Prüfungen („Totalprothese nach Gysi“, „Stiftaufbau und Schalenprovisorium“, „Prä-

paration und Tangentialbrücke“). Im letzten vorklinischen Laborkurs (PHA II, fünftes Semester) mussten die Studierenden eine „Totalprothese nach Gerber“ anfertigen, die „Präparation zweier Zähne und Versorgung mittels eines Schalenprovisoriums“ durchführen und eine „Michigan-schiene“ erstellen. Alle Prüfungen wurden auf einer Notenskala von 1,0 (sehr gut) bis 6,0 (ungenügend) bewertet. Es ist erforderlich, den TPK zu bestehen, um am PHA I teilnehmen zu dürfen, der wiederherum Voraussetzung für den PHA II ist. Die Laborkursergebnisse bis zum Frühling 2013 wurden in die Auswertung der vorliegenden Untersuchung einbezogen. Aufgrund tragischer, außercirculärer Umstände standen die Daten des PHA I in 2010 nicht für die Auswertung zur Verfügung.

Statistische Auswertung

Zur Ermittlung der prädiktiven Stärke von Abiturdurchschnittsnote und HAM-Man wurden zwei Regressionsmodelle berechnet. Im ersten Modell war ausschließlich die Abiturdurchschnittsnote als Einzelprädiktor praktischer Studienleistung in den vorklinischen Laborkursen eingeschlossen. Im multiplen Regressionsmodell (Methode: Einschluss) wurde der HAM-Man als zweiter Prädiktor zur Abiturdurchschnittsnote hinzugefügt, um

1. die durch beide Prädiktoren erklärte Gesamtvarianz praktischer Laborkursleistung und
2. den inkrementellen Beitrag des HAM-Man zu ermitteln.

Die Datenauswertung erfolgte für jede Studierendenkohorte separat, da konfundierende Einflüsse, wie bspw. die Motivation, auf die praktische Leistung der Erstsemesterstudierenden über die Jahre nicht auszuschließen sind. Mittels des Durbin-Watson-Tests wird überprüft, ob das Auftreten von Autokorrelationen der Residuen in den

Tabelle 2: Korrelationsanalyse

Variable	Kohorte	HAM-Man	TPK	PHA I	PHA II	Abitur	Geschl.	Alter
HAM-Man (Punkte)	2008	1						
	2009	1						
	2010	1						
TPK (Note)	2008	-0.378*	1					
	2009	-0.324*	1					
	2010	-0.473**	1					
PHA I (Note)	2008	-0.378	0.469*	1				
	2009	a	a	a				
	2010	-0.455**	0.444**	1				
PHA II (Note)	2008	-0.317	0.159	0.302	1			
	2009	-0.465	0.354**	a	1			
	2010	-0.303*	0.618**	0.537**	1			
Abitur (Note)	2008	0.178	-0.069	0.002	-0.311	1		
	2009	0.120	-0.091	a	-0.118	1		
	2010	0.105	-0.242*	-0.066	-0.026	1		
Geschlecht (1 = weiblich, 2 = männlich)	2008	0.198	-0.247	-0.190	-0.106	0.282	1	
	2009	0.278*	0.030	a	-0.003	0.140	1	
	2010	0.125	0.113	0.105	-0.220	0.130	1	
Alter (in Jahren bei Studienbeginn)	2008	0.156			0.707**	0.353*	1	
	2009	0.177			0.586**	-0.030	1	
	2010	0.121			0.779**	-0.040	1	

Note: a = keine Daten verfügbar, HAM-Man = Drahtbiegetest, TPK = praktische Leistung im Technisch-Propädeutischen-Kurs, erster vorklinischer Laborkurs; PHA I & II = praktische Leistung im Phantomkurs I & II (Phantomkopf), zweiter und dritter vorklinischer Laborkurs; Abitur = Abiturdurchschnittsnote, Geschl. = Geschlecht.
Signifikanzniveau: *p < .05, **p < .01

multiplen Regressionsmodellen auszuschließen ist. Die Kollinearitätsstatistik ermöglicht die Identifikation von hohen Korrelationen zwischen Prädiktoren in multiplen Regressionsmodellen, wodurch Fehler in den Prädiktions-schätzungen auftreten könnten. Die Auswertungen der Untersuchungsdaten erfolgte mit der Software „PASW-Statistics“ in der Version 18.03.

Ergebnisse

Deskriptive Statistik

Aufgrund von Studienabbrüchen und -verzögerungen fiel die Teilnehmeranzahl im PHA I und PHA II geringer aus als im TPK (siehe Tabelle 1). Von besonderem Interesse ist der signifikante Unterschied im HAM-Man Ergebnis zwischen den Kohorten ($F=15.3$; $p<.001$). Die 2009er-Kohorte weist im Vergleich zur 2008er ($p<.05$) und 2010er ($p<.001$) ein signifikant geringeres Gesamtresul-tat im Drahtbiegetest auf, jedoch zeigte sich kein signifi-kanter Unterschied zwischen der 2008er und 2010er Kohorte. Die Analyse bestätigt das Vorgehen, die Auswer-tung der einzelnen Kohorten separiert vorzunehmen. Die Annahme der Normalverteilung musste zwar für die meisten Prädiktor- und Kontrollvariablen zurückgewiesen, konnte aber für die Leistungsvariablen bestätigt werden, wie die Signifikanzstatistik des Shapiro-Wilk-Test anzeigt (siehe Tabelle 1). Sowohl der Korrelationskoeffizient nach Pearson (r) als auch die Regressionsmaße (β) werden nicht durch Verletzungen der Normalverteilung beeinträchtigt, jedoch ist die Zuverlässigkeit ihrer Signifikanztests anzuzweifeln [23], [24]. Die Prüfung auf Autokorrelation und Multikollinearität mittels des Durbin-Watson-Faktors und der Kollinearitätsstatistik zeigte, dass die Parameter-schätzungen zuverlässig sind.

Korrelationsanalysen

Die schwachen Beziehungen zwischen den Prädiktoren HAM-Man und Abiturdurchschnittsnote mit nichtsignifi-

kanten Korrelationen im Bereich von $0.105 < r < 0.178$ (siehe Tabelle 2) deuten auf eine gute diskriminante Va-lidität beider Variablen hin. Im Gegensatz dazu bestehen in allen Kohorten signifikante Korrelationen im Bereich von $-0.473 < r < -0.324$ zwischen HAM-Man und der prakti-schen Leistung in den ersten zwei Laborkursen (TPK, PHA I). Von den moderaten Korrelationen zur praktischen Leistung im PHA II (alle $r > 0.3$) war jedoch nur eine signifi-kant ($p < .05$).

Die Abiturdurchschnittsnote wies nur in der Kohorte 2010 eine signifikante Korrelation zur Leistung im TPK auf ($r=0.242$, $p < .05$) und in der 2008er-Kohorte lediglich eine nichtsignifikante Korrelation stärker als $r > 0.3$ zur Leistung im PHA II. Die Korrelationsanalyse deutete für die Kon-trollvariablen Alter und Geschlecht auf keine gemeinsa-men Varianzanteile mit dem HAM-Man als Prädiktor hin, jedoch korrelierte Alter stark mit der Abiturdurchschnitts-note ($p < .01$, siehe Tabelle 2).

Regressionsmodelle

Die Regressionsanalysen ergaben für die Abiturdurch-schnittsnote einen geringen Einfluss auf die praktische Laborkursleistung in allen drei Kohorten (siehe Tabelle 3). In fünf von acht Modellen konnte sogar nur weniger als ein Prozent der Leistungsvarianz in den vorklinischen Laborkursen durch die Abiturdurchschnittsnote aufgeklärt werden. Die inkrementelle Validität des HAM-Man über die Abiturdurchschnittsnote betrug bis zu 20.5% (siehe Tabelle 3). Der HAM-Man besitzt gegenüber der Abiturdurchschnittsnote einen stärkeren Einfluss auf die Varia-blen der praktischen Laborkursleistungen, was aus dem Vergleich der standardisierten Regressionskoeffizienten hervorgeht und somit den HAM-Man als stärkeren Prädik-tor praktischer Laborkursleistung in der zahnmedizini-schen Vorklinik bestätigte (siehe Tabelle 3).

Tabelle 3: Prädiktion praktischer Laborkursleistungen durch HAM-Man und Abiturdurchschnittsnote

Modelle	β	95% KI für β		Beta	R^2	Kollinearität		Durbin-Watson				
		UG	OG			Tol	VIF					
Regressionsmodelle für TPK												
Kohorte 2008												
1 Abitur	-.042	-.320	.235	-.069	.005							
2a Abitur	-.001	-.270	.268	-.002		.143	.968	1.033				
2b HAM-Man	-.010*	-.021	.002	-.378*				1.380				
Kohorte 2009												
1 Abitur	-.044	-.160	.072	-.091	.008							
2a Abitur	-.026	-.137	.086	-.053		.108	.986	1.015				
2b HAM-Man	-.006**	-.011	-.002	-.317**				1.910				
Kohorte 2010												
1 Abitur	-.107	-.227	.012	-.242*	.059							
2a Abitur	-.086	-.194	.022	-.194		.261	.989	1.011				
2b HAM-Man	-.014***	-.022	-.006	-.453***				1.769				
Regressionsmodelle für PHA I												
Kohorte 2008												
1 Abitur	.001	-.288	.290	.002	.000							
2a Abitur	.042	-.236	.321	.068		.148	.971	1.030				
2b HAM-Man	-.010*	-.022	.002	-.390*				1.525				
Kohorte 2009												
1 Abitur	-.027	-.149	.095	-.066	.004							
2a Abitur	-.006	-.117	.105	-.014		.207	.987	1.013				
2b HAM-Man	-.014**	-.023	-.006	-.453**				1.816				
Regressionsmodelle für PHA II												
Kohorte 2008												
1 Abitur	-.115	-.382	.072	-.311	.097							
2a Abitur	-.115	-.356	.125	-.232		.148	.892	1.121				
2b HAM-Man	-.050	-.014	.005	-.240				1.385				
Kohorte 2009												
1 Abitur	-.069	-.217	.078	-.129	.017							
2a Abitur	-.041	-.174	.092	-.077		.222	.987	1.013				
2b HAM-Man	-.010***	-.015	-.004	-.456***				1.743				
Kohorte 2010												
1 Abitur	-.015	-.192	.163	-.026	.001							
2a Abitur	-.002	-.174	-.170	-.003		.092	.994	1.006				
2b HAM-Man	-.012*	-.023	.000	-.303*				1.852				

Anim.: β = Regressionskoeffizient; Beta = standardisierter Regressionskoeffizient; KI = Konfidenzintervall; UG/OG = Unter- bzw. Obergrenze; TOL = Toleranz; VIF = Variance Inflation Factor; HAM-Man = Drahtbiegetest, TPK = praktische Leistung im Technisch-Propädeutischen-Kurs, erster vorklinischer Laborkurs; PHAI & II = praktische Leistung im Phantomkurs I & II (Phantomkopf), zweiter und dritter vorklinischer Laborkurs; Abitur = Abiturdurchschnittsnote

Durbin-Watson-Test: $0 < d < 4$, $d =$ oder ähnlich 2 indiziert keine bzw. eine sehr geringe Autokorrelation

Kollinearität: TOL < 0.2 indiziert Kollinearität; VIF > 4 indiziert Kollinearität

Signifikanzniveau: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Diskussion

Ist der Drahtbiegetest HAM-Man ein geeigneter Prädiktor praktischer zahnmedizinischer Leistung in den vorklinischen Laborkursen? In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von Kao et al. [9] klärt der HAM-Man über die Abiturdurchschnittsnote hinaus bis zu 20.5% Varianz praktischer Leistung auf. Wir sehen darin ein klares Indiz für die Eignung des Drahtbiegetests zur Auswahl Zahnmedizinstudierender. Darüber hinaus konnte ebenfalls die geringe prognostische Güte der Abiturdurchschnittsnote hinsichtlich der praktischen Leistungen in den vorklinischen Laborkursen bestätigt werden (siehe Tabelle 3). Für viele Validierungsstudien in der Zahnmedizin stellt die geringe Stichprobengröße eine Einschränkung dar.

Daher haben wir in der vorliegenden Studie drei Erstsemesterjahrgänge einbezogen. Aufgrund von Unterschieden in den einzelnen Jahrgängen, die bspw. bedingt waren durch die Art der Zulassung oder die Teilnahmemotivation, erfolgte die Auswertung separiert für jede Kohorte. Im Ergebnisvergleich der drei Untersuchungskohorten zeichnete sich aber ein klares Bild ab, in welchem der praktische Studienerfolg in den vorklinischen Laborkursen deutlich besser durch den HAM-Man als durch die Abiturdurchschnittsnote vorhergesagt wird.

Sehr schwache Korrelationen zwischen HAM-Man und der Abiturdurchschnittsnote (siehe Tabelle 2) indizierten eine gute diskriminante Validität in Übereinstimmung mit Schlussfolgerungen früherer Studien [9], [14]. Die Abiturdurchschnittsnote beruht eher auf kognitiven Fähigkeiten,

während der HAM-Man manuelles Geschick erfasst. Der Drahtbiegetest spiegelt das Lernen neuer oder wenig vertrauter psychomotorischer Fertigkeiten, räumlicher Beziehungen und zahnmedizinischer Techniken in den vorklinischen Laborkursen wider, die nicht nur die Beurteilung, sondern auch den Umgang mit Formen, Längen, Tiefen und Werkstoffen erfordern. Darüber hinaus müssen Studierende zwischen akzeptablen und nichtakzeptablen Arbeitsergebnissen unterscheiden, Fehler erkennen und korrigieren und Hinweise bzw. Anhaltspunkte selbstständig richtig interpretieren. Je besser ein Instrument die zahnmedizinischen Verfahren und Methoden abbildet, desto besser wird die Prädiktion manueller Leistungen in der Zahnmedizin ausfallen.

Die Interpretation der Ergebnisse unterliegt in der vorliegenden Studie einigen Einschränkungen. Das geringere HAM-Man Testergebnis in der zweiten Kohorte (siehe Tabelle 1) ist sehr wahrscheinlich auf die fehlende Verstärkung der Teilnahmemotivation durch das Aussetzen des Anreizes zurückzuführen. Außerdem schränkt die nichtparametrische Verteilung der Untersuchungsdaten die Zuverlässigkeit der Konfidenzintervalle der Korrelations- und Regressionsanalyse ein. Demzufolge sollten die Signifikanztests für die vorliegenden Untersuchungsergebnisse nicht interpretiert werden. Die in drei Kohorten unterteilte Ergebnisauswertung gewährleistet jedoch, einen Trend anstelle eines zufälligen Effekts zu ermitteln. Die schwachen negativen Beziehungen zwischen der Abiturdurchschnittsnote und den Laborkursnoten (siehe Tabelle 2) sollten nicht als Indizes interpretiert werden, dass eine schlechtere Abiturdurchschnittsnote zu einer besseren praktischen Leistung in den vorklinischen Laborkursen führt. Die Korrelationen könnten verzerrt sein durch die Stichprobencharakteristika, Varianzlimitierungen in der Abiturdurchschnittsnote aufgrund der Studienzulassung, der Stichprobengröße oder die Motivation Erstsemesterstudierender, am HAM-Man teilzunehmen. Ebenfalls ist die berichtete starke Korrelation zwischen der Abiturdurchschnittsnote und dem Alter nicht überraschend. Das Zulassungsverfahren in Deutschland gibt Bewerbern mit einer schlechteren Abiturdurchschnittsnote die Chance, einen Studienplatz in der Zahnmedizin über die Wartesemesterquote zu erhalten, wofür sie aber einige Jahre nach Erhalt der Hochschulzugangsberechtigung warten müssen.

Der HAM-Man erwies sich als ein geeignetes Zulassungsinstrument in der Zahnmedizin. In zukünftigen Studien soll die Beziehung zwischen Geschicklichkeit und räumlichem Vorstellungsvermögen näher untersucht werden, um Erkenntnisse über weitere mögliche Auswahlinstrumente zu erhalten.

Schlussfolgerung

Der Drahtbiegetest HAM-Man ist ein geeignetes, zusätzlich zur Abiturnote einzusetzendes Auswahlinstrument für Bewerber zahnmedizinischer Fakultäten. Der Test ist sehr ökonomisch in der Durchführung, die nur einen ge-

ringen finanziellen und organisatorischen Aufwand erfordert. In Kombination mit der Abiturdurchschnittsnote führt ein Drahtbiegetest nicht nur zu einer verbesserten Prädiktion praktischer Leistungen Studierender in der vorklinischen Zahnmedizin, sondern erhöht auch die Zulassungschancen für motivierte Studierende mit einer schlechteren Abiturdurchschnittsnote.

Danksagung

Herrn Prof. U. Koch-Gromus, Frau Prof. Bärbel Kahl-Nieke und Herrn Prof. Guido Heydecke sei für ihre großzügige Unterstützung unserer Forschungsarbeit gedankt. Im Besonderen sind Frau Prof. Heike Korbmacher-Steiner, Herrn Dr. Sascha Pieger und Herrn PD Dr. Hartwig Seedorf für ihre hilfreichen Vorschläge und Diskussionen sowie für die zur Verfügung gestellten Daten zu danken. Darüber hinaus danken wir Herrn Alexander Vogelsang für seine unerlässliche Hilfe beim Aggregieren der Daten, Frau Julia Weinberg für die Unterstützung bei der Durchführung des HAM-Man und Frau Dr. Eva Vahle-Hinz sowie Herrn Lutz Knobloch für das unermüdliche Bewerten der Drahtbiegetests und hilfreiches Feedback. Die Studie wurde unterstützt durch Förderfonds Lehre des Universitätsklinikums Hamburg-Eppendorf und das Universitätskolleg des Bundesministeriums für Bildung und Forschung.

Interessenkonflikt

Die Autoren erklären, dass sie keine Interessenkonflikte im Zusammenhang mit diesem Artikel haben.

Literatur

1. Gansky SA, Pritchard H, Kahl E, Mendoza D, Bird W, Miller AJ, et al. Reliability and validity of a manual dexterity test to predict preclinical grades. *J Dent Educ.* 2004;68(9):985-994.
2. Giuliani M, Lajolo C, Clemente L, Querqui A, Viotti R, Boari A, et al. Is manual dexterity essential in the selection of dental students? *Br Dent J.* 2007;203(3):149-155. DOI: 10.1038/bdj.2007.688
3. Luck O, Reitemeier B, Scheuch K. Testing of fine motor skills in dental students. *Eur J Dent Educ.* 2000;4(1):10-14. DOI: 10.1034/j.1600-0579.2000.040103.x
4. Lundergan WP, Soderstrom EJ, Chambers DW. Tweezer dexterity aptitude of dental students. *J Dent Educ.* 2007;71(8):1090-1097.
5. Oudshoorn WC. The utility of Canadian DAT Perceptual Ability and Carving Dexterity scores as predictors of psychomotor performance in first-year operative dentistry. *J Dent Educ.* 2003;67(11):1201-1208.
6. Spratley MH. Regression analysis of dexterity tests and dental students' practical examination results. *Aust Dent J.* 1992;37(6):461-466. DOI: 10.1111/j.1834-7819.1992.tb05902.x
7. Waldman KB, Macdonald G, Wilson SG. The relationship between standardized psychomotor tests and basic clinical dental hygiene skills. *J Dent Hyg.* 1995;69(4):163-168.

8. Weinstein P, Kiyak HA. Assessing manual dexterity: pilot study of a new instrument. *J Dent Educ.* 1981;45(2):71-73.

9. Kao E, Ngan P, Wilson S, Kunovich R. Wire-bending test as a predictor of preclinical performance by dental students. *Percept Motor Skill.* 1990;71(2):667-673. DOI: 10.2466/pms.1990.71.2.667

10. Arnold WH, Gonzalez P, Gaengler P. The predictive value of criteria for student admission to dentistry. *Eur J Dent Educ.* 2011;15(4):236-243. DOI: 10.1111/j.1600-0579.2010.00663.x

11. Beier US, Kapferer I, Ostermann H, Staudinger R, Dumfahrt H. Impact of a Novel Dental School Admission Test on Student Performance at Innsbruck Medical University, Austria. *J Dent Educ.* 2010;74(5):531-538.

12. Hampe W, Klusmann D, Buhk H, Münch-Harrach D, Harendza S. Possible reduction of the medical school dropout number by the Hamburg Assessment test for Medicine - part Natural sciences (HAM-Nat). *GMS Z Med Ausbild.* 2008;25(2):Doc82. Zugänglich unter/available from: <http://www.egms.de/static/de/journals/zma/2008-25/zma000566.shtml>

13. Hampe W, Hissbach J, Kadmon M, Kadmon G, Klusmann D, Scheutzel P. Wer wird ein guter Arzt? *Bundesgesundhbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz.* 2009;52(8):821-830. DOI: 10.1007/s00103-009-0905-6

14. Oswald FL, Schmitt N, Kim BH, Ramsay LJ, Gillespie MA. Developing a biodata measure and situational judgment inventory as predictors of college student performance. *J Appl Psychol.* 2004;89(2):187-207. DOI: 10.1037/0021-9010.89.2.187

15. Killip DE, Fuller JL, Kerber PE. The admission interview: the validity question. *J Dent Educ.* 1979;43(10 Pt 1):547-551.

16. Poole A, Catano VM, Cunningham DP. Predicting performance in Canadian dental schools: the new CDA structured interview, a new personality assessment, and the DAT. *J Dent Educ.* 2007;71(5):664-676.

17. Lienert GA. D-B-P Die Drahtbiegeprobe. 2nd ed. Göttingen: Hogrefe; 1967.

18. Kothe C, Korbmacher H, Hissbach J, Ithaler D, Kahl-Nieke B, Reibnegger G, et al. Welche Fähigkeiten brauchen Zahnmedizinstudierende? Auswahltests in Hamburg und Graz. *Deut Zahnärztl Z.* 2012;67(4):254-259.

19. Hissbach J, Klusmann D, Hampe W. Reliability of a science admission test (HAM-Nat) at Hamburg medical school. *GMS Z Med Ausbild.* 2011;28(3):Doc44. DOI: 10.3205/zma000756

20. Hissbach JC, Klusmann D, Hampe W. Dimensionality and predictive validity of the HAM-Nat, a test of natural sciences for medical school admission. *BMC Med Educ.* 2011;11(1):1-11. DOI: 10.1186/1472-6920-11-83

21. Hissbach J, Feddersen L, Sehner S, Hampe W. Suitability of the HAM-Nat test and TMS module "basic medical-scientific understanding" for medical school selection. *GMS Z Med Ausbild.* 2012;29(5):Doc72. DOI: 10.3205/zma000842

22. Kothe C, Hissbach J, Hampe W. The Hamburg Selection Procedure for Dental Students – Introduction of the HAM-Nat as subject-specific test for study aptitude. *GMS Z Med Ausbild.* 2013;30(4):Doc46. DOI: 10.3205/zma000889

23. Bradley JV. The insidious L-shaped distribution. *Bull Psychonomic Soc.* 1982;20(2):85-88. DOI: 10.3758/BF03330089

24. Cohen JC, West P, Aiken S. Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences. 3rd ed. Mahwah: L. Erlbaum Associates; 2003.

Korrespondenzadresse:

Prof. Dr. Wolfgang Hampe
Universitätsklinikum Hamburg-Eppendorf, Zentrum für Experimentelle Medizin, Institut für Biochemie und Molekulare Zellbiologie, Martinistraße 52, D-20246 Hamburg, Deutschland, Tel.: +49 (0)40/7410-59967, Fax: +49 (0)40/7410-54592
hampe@uke.uni-hamburg.de

Bitte zitieren als

Kothe C, Hissbach J, Hampe W. *Prediction of practical performance in preclinical laboratory courses – the return of wire bending for admission of dental students in Hamburg.* *GMS Z Med Ausbild.* 2014;31(2):Doc22. DOI: 10.3205/zma000914, URN: urn:nbn:de:0183-zma0009147

Artikel online frei zugänglich unter

<http://www.egms.de/en/journals/zma/2014-31/zma000914.shtml>

Eingereicht: 04.10.2013

Überarbeitet: 07.01.2014

Angenommen: 19.02.2014

Veröffentlicht: 15.05.2014

Copyright

©2014 Kothe et al. Dieser Artikel ist ein Open Access-Artikel und steht unter den Creative Commons Lizenzbedingungen (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/deed.de>). Er darf vervielfältigt, verbreitet und öffentlich zugänglich gemacht werden, vorausgesetzt dass Autor und Quelle genannt werden.